

Caracterização estatística de variáveis físicas do solo

Maria da Glória Bastos de Freitas Mesquita^{1*}, Sérgio Oliveira Moraes² e José Eduardo Corrente²

¹Departamento de Ciência do Solo, Universidade Federal de Lavras, C. P. 37, 37200-000, Lavras, Minas Gerais, Brasil.

²Departamento de Ciências Exatas, Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"-USP, C. P. 9, 13418-900, Piracicaba, São Paulo, Brasil. *Autor para correspondência. e-mail mgbastos@ufla.br

RESUMO. O objetivo deste estudo foi caracterizar estatisticamente as variáveis densidade do solo, densidade de partículas, porosidade total, microporosidade, macroporosidade e condutividade hidráulica saturada baseado na verificação do ajuste de uma série de dados a uma distribuição estatística, visando indicar a melhor forma de representação e valores a serem adotados para estas variáveis serem utilizados em operações de práticas agrícolas. A área estudada pertence à Estação Experimental do IAC, em Piracicaba, Estado de São Paulo; e o solo um Latossolo textura argilo arenosa. Conclui-se que não foram detectados valores discrepantes e que as variáveis em estudo podem ser representadas pela função densidade de probabilidade normal (Distribuição de Gauss), podendo utilizar-se de seus parâmetros para suas representações, com exceção da variável condutividade hidráulica saturada, a qual não pode ser descrita pela função densidade de probabilidade normal e, portanto, considerar esta normalmente distribuída pode levar a conclusões e utilização erroneamente de métodos estatísticos.

Palavras-chave: física do solo, variabilidade, distribuição de probabilidades, número de amostras

ABSTRACT. Statistical characterization of physical variables of soil. The objective of this study was to characterize statistically the properties bulk density of soil, density of particles, total porosity, micro porosity, macro porosity and saturated hydraulic conductivity based on the verification of the adjustment of a series of data to the statistical distribution, aiming to indicate the best representation form and values to be adopted for these variables, so that they can be used in operations of agricultural practices. The studied area is part of the Experimental Station of IAC, in Piracicaba, Estado de São Paulo; and the soil is an oxisol, texture sandy clay. We can be conclude that outliers values were not detected and that the variables in study can be represented by the normal probability density function (Distribution of Gauss), using their parameters for their representations, except for the saturated hydraulic conductivity variable, which cannot be described by the normal probability density function and, therefore, considering this function usually distributed can lead to erroneous conclusions.

Key words: soil physics, variability, probability distribution, number of samples.

Introdução

A variabilidade das propriedades físicas do solo é amplamente conhecida. Encontram-se referências na literatura mostrando que os valores das propriedades físicas em uma área podem ser muito variáveis, apresentando valores bastante diferenciados, mas que não podendo ser considerados como discrepantes, e implicam em grande amplitude total e elevados coeficientes de variação (Warrick e Nielsen, 1980; Kutilek e Nielsen, 1994; Cooley, 1999; Diiwu *et al.*, 2001; entre outros). Isto é um indicativo da variabilidade espacial dentro da área e

implica que a variável não seja representada por uma distribuição de probabilidade simétrica.

Segundo Warrick e Nielsen (1980) e Brejda *et al.* (2000), em uma primeira aproximação pode-se dizer algo sobre a população conhecendo somente sua média e desvio padrão. Grandes valores de desvio padrão correspondem a amostras mais dispersas e, pequenos valores correspondem a amostras que têm seus valores mais próximos da média estimada, apresentando menor dispersão. Estes dois valores estatísticos, porém, nada podem informar sobre o tipo de distribuição e, uma população fica mais completamente definida pela sua distribuição de probabilidade, a qual permite determinar além da

média e da dispersão, o número de amostras a serem coletadas e a probabilidade que um dado valor assumirá dentro de limites especificados.

Uma vez que o conhecimento da variável de interesse em toda a área é impossível, tem-se que a distribuição de probabilidade populacional é desconhecida, e precisa ser estimada a partir da distribuição de probabilidade amostral. Um erro comum é ignorar a distribuição de probabilidade mais adequada para a variável em estudo, e adotar-se, a priori, a distribuição normal o que pode resultar, se os valores da variável não seguem esta distribuição, em conclusões ao menos imprecisas. Mesmo com hipótese de normalidade, ressalta-se ainda a necessidade de confirmar ou não se a variável em estudo se distribui segundo uma normal antes de se fazer uso das diversas ferramentas estatísticas que pressupõem essa distribuição, conforme indica Nielsen *et al.* (1973).

Este trabalho objetivou apresentar uma análise sobre a caracterização estatística das variáveis: densidade do solo, densidade de partículas, porosidade total, microporosidade, macroporosidade e condutividade hidráulica saturada do solo, visando indicar a melhor forma e parâmetros para representação destas variáveis.

Material e métodos

O solo estudado, um Latossolo Vermelho-Amarelo distrófico (LVAd), com relevo suave ondulado, pertence à Estação Experimental do IAC, em Piracicaba, Estado de São Paulo. A área experimental foi dividida em 35 subáreas sendo cada uma com 9,8 m de largura e 10 m de comprimento. Foram coletadas 70 amostras de solo (2 por subárea), a uma profundidade média de 0,15 m. As amostras indeformadas foram retiradas utilizando-se amostrador tipo Uhland (Embrapa, 1979), com cilindro metálico com diâmetro e altura médios de 0,72 m.

A determinação da condutividade hidráulica saturada (K_{sat} , $m\ s^{-1}$) seguiu o método do permeâmetro de carga constante, segundo Youngs (1991). As amostras indeformadas preparadas foram colocadas em bandeja, à qual foi adaptado um gotejador de Mariotte, que permitiu que as amostras fossem embebidas lentamente, de baixo para cima, com água destilada e deaerada. Este processo foi realizado para evitar o problema de formação de bolsas de ar e facilitar a dissolução do ar contido dentro da amostra, conforme discutido por Faybishenko (1995) e Moraes (1991).

As amostras indeformadas, depois de submetidas à determinação de K_{sat} , foram novamente

embebidas e saturadas e colocadas na mesa de sucção, ajustada à tensão de 0,006 MPa, permitindo a determinação da microporosidade (Micro, $m^3\ m^{-3}$), conforme Vomocil (1965). A porosidade total (PT, $m^3\ m^{-3}$) foi calculada utilizando-se a equação: $PT = 1 - D_s/D_p$, sendo D_s a densidade do solo e D_p a densidade de partículas do solo. A macroporosidade (Macro, $m^3\ m^{-3}$) foi calculada pela diferença entre PT e microporosidade. A densidade de partículas (D_p , $kg\ m^{-3}$) foi determinada pelo método do balão volumétrico, descrito em Kiehl (1979) e a densidade do solo (D_s , $kg\ m^{-3}$) determinada segundo metodologia descrita em Blake e Hartge (1986).

A análise estatística constituiu-se na obtenção das medidas de posição e dispersão, intervalos de confiança e coeficientes de assimetria e curtose, seguida pela análise de dados discrepantes utilizando diagrama de ramos e folhas, resumo de cinco números e limites críticos para valores discrepantes, análise gráfica das retas de Henry, gráfico Box-Plot e teste de Kolmogorov-Smirnov para verificação de ajuste dos valores observados à distribuição estatística (Campos, 1983; McCuem, 1985; Clark e Hosking, 1986; Isaaks e Srivastava, 1989; Hoaglin *et al.*, 1992; Libardi *et al.*, 1996; Mesquita, 2001).

Resultados e discussão

Na Tabela 1, são apresentados os resultados das medidas estatísticas para as variáveis densidade do solo (D_s), densidade de partículas (D_p), Porosidade total (PT), macroporosidade (Macro), microporosidade (Micro) e condutividade hidráulica saturada (K_{sat}). Observa-se, inicialmente, que os valores da média e mediana são iguais ou muito próximos, com exceção de K_{sat} . Para as variáveis PT, Microporosidade e Macroporosidade a média é igual à mediana e para D_s e D_p são praticamente iguais. Isto é um indicativo de que os valores se encontram distribuídos simetricamente ao redor da média e da mediana e que estas medidas podem ser consideradas como valores típicos do conjunto de observações, ou seja, os resultados observados podem ser sumarizados por uma dessas medidas.

A diferença entre o valor médio e o mediano para a variável K_{sat} é acentuada, verifica-se que a média é 25% maior que a mediana. Comparando com o valor mínimo, esta diferença, entre a média e a mediana, é de aproximadamente 1,7 vezes.

Para as variáveis D_s , D_p , PT e Microporosidade, observa-se que a amplitude de variação dos dados não é muito acentuada, quando comparada aos respectivos valores de média e mediana, ou seja, os dados não se distanciam muito destas medidas de tendência central, o que reforça as hipóteses de

menor dispersão entre os dados e da simetria das distribuições. Para a variável Macroporosidade a amplitude total é mais elevada, indicando que há uma variação relativamente maior entre os valores observados, o que poderá influenciar na simetria dos mesmos em torno das medidas de tendência central. Para a variável Ksat, esta diferença é ainda maior, evidenciando uma extensa faixa de dados. Observa-se ainda que o valor máximo de Ksat é trinta e três vezes maior que o valor mínimo.

Tabela 1. Medidas estatísticas para as variáveis densidade do solo (Ds, kg m⁻³), densidade de partículas (Dp, kg m⁻³), porosidade total (PT, m³ m⁻³), microporosidade (Micro, m³ m⁻³), macroporosidade (Macro, m³ m⁻³) e condutividade hidráulica saturada (Ksat, x 10⁻² m s⁻¹)

Estadística / Propriedade	Ds	Dp	PT	Micro	Macro	Ksat
Média	1365	2764	0,50	0,26	0,24	0,01571
Mediana	1380	2750	0,50	0,26	0,24	0,01256
Valor Mínimo	1020	2640	0,40	0,21	0,13	0,00183
Valor Máximo	1570	2950	0,63	0,31	0,42	0,06073
Amplitude Total	550	310	0,23	0,01	0,29	0,05889
Quartil Inferior	1300	2730	0,47	0,25	0,21	0,009726
Quartil Superior	1430	2810	0,53	0,27	0,28	0,01759
Amplitude Interquartilica	130	80	0,06	0,02	0,07	0,00786
Intervalo de Confiança (-95%)	1341	2749	0,496	0,255	0,233	0,01289
Intervalo de Confiança (+95%)	1389	2779	0,515	0,264	0,257	0,01853
Variância	10000,7	3876,85	0,00159	0,00038	0,00244	0,00014
Desvio Padrão	100,003	62,26	0,039	0,019	0,049	0,01181
Coefficiente de Variação (%)	7	2	7	7	20	75
Coefficiente de Assimetria	-0,724	0,281	0,513	0,231	0,833	2,562
Coefficiente de Curtose	4,139	3,169	3,529	-3,373	4,216	10,360

Analisando-se os quartis e a amplitude interquartilica que informam quanto à porcentagem de valores observados distribuídos na faixa de variação da amplitude total e não são afetados por valores extremos e ou discrepantes, observa-se que os valores da média e da mediana se encontram próximos ao centro da amplitude interquartilica, entre o quartil inferior e o quartil superior, e como entre estas medidas estão 50% dos valores observados, confirma-se que estes estão distribuídos em torno das medidas centrais, com exceção da variável Ksat.

Cada variável Ds, Dp, PT e Microporosidade apresenta um desvio padrão (Tabela 1) relativamente pequeno comparado com as respectivas médias, o que é um reflexo de pequena dispersão dos valores com relação à média. A observação é confirmada pelos valores de coeficiente de variação, os quais podem ser classificados, segundo Warrick e Nielsen (1980) como baixos. Os autores relatam coeficientes de variação entre 7 e 10% para as variáveis Ds e PT, considerando os resultados obtidos por diferentes

pesquisadores em diferentes tipos de solos e coincidindo com os encontrados neste trabalho.

Para a variável Macroporosidade, o desvio padrão foi maior comparativamente ao seu valor médio, o que implicou num coeficiente de variação mais elevado, indicando que existe uma maior variabilidade entre os dados observados.

O alto desvio padrão e coeficiente de variação da variável Ksat são outros indicativos de grande variabilidade desta variável. Elevada dispersão entre os dados foi encontrada também por Gupta *et al.* (1993), Kutilek e Nielsen (1994), Bosch e West (1998), os quais verificaram amplitude total de até 300% e constataram que mais de um terço das medidas foram valores altos. As implicações da variabilidade de Ksat nos projetos de irrigação e drenagem podem ser vistas, por exemplo, em Mesquita (2001).

O coeficiente de variação tem a vantagem de permitir a comparação da dispersão entre variáveis, pois independe das unidades de medidas envolvidas (Warrick e Nielsen, 1980). No presente estudo pode-se concluir que a variável Dp, com coeficiente de variação igual a 2% tem menor variação que as demais variáveis estudadas. As variáveis Ds, PT e Microporosidade, com coeficiente de variação igual a 7% têm variabilidades semelhantes, porém todas estas variáveis ainda podem ser classificadas, segundo Warrick e Nielsen (1980) como de baixa variação. Já a variável Macroporosidade, com um coeficiente de variação igual a 20%, encontra-se no limite da classificação entre baixa e média variabilidade, segundo os autores citados, o que evidencia maior dispersão desta variável. A propriedade Ksat é assim, então, considerada como de alta variabilidade, pois seu coeficiente de variação é maior que 70%.

A importância dessa constatação do ponto de vista de amostragem é que a utilização de um mesmo número de amostras para caracterização conjunta dessas propriedades levaria a diferenças na sensibilidade das estimativas. Coeficiente de variação alto significa que maiores números de amostras devem ser analisados caso se queira que as variáveis sejam avaliadas com o mesmo grau de sensibilidade. Isto é, o CV% é um indicativo da variabilidade relativa das propriedades e no presente caso as variáveis Ds, PT e Microporosidade podem ser comparadas quando provenientes de um mesmo número de amostras, a variável Dp requer um número menor de dados, a variável Macroporosidade um número maior e a variável Ksat um número maior ainda de análises para manter a mesma confiabilidade e permitir comparações.

A literatura evidencia várias propriedades das quais Ksat depende, como por exemplo, a densidade do solo, a porosidade total, a macroporosidade, a microporosidade e outras, e que, no entanto, possuem variabilidades e distribuições distintas, o que por si só realça uma questão freqüentemente esquecida que é a de trabalhar-se com igual número de amostras para, por exemplo, comparação entre médias de tratamentos quando as propriedades são tão distintas em seus “comportamentos estatísticos”, embora altamente dependentes.

Quanto à simetria da distribuição dos valores observados, verifica-se, pelo coeficiente de assimetria que a variável Ds apresenta uma assimetria moderada à esquerda, no entanto, como a média é praticamente igual à mediana, esta assimetria pode ser considerada pequena. As variáveis Dp e Microporosidade apresentam simetria admissível. As variáveis PT e Macroporosidade apresentam assimetria moderada à direita, porém valores médios iguais aos medianos, o que também permite concluir que a assimetria é pequena, segundo a classificação dada por Góes (1980). O valor alto e positivo do coeficiente de assimetria para a variável Ksat evidencia uma assimetria à direita ou que a distribuição é não-simétrica. Isto já é suficiente para caracterizar a distribuição como não-normal, porém esta condição é ainda reforçada pelo elevado coeficiente de curtose.

Pelos coeficientes de curtose (Tabela 1), tem-se que as variáveis Ds, Dp, PT e Macroporosidade podem ser consideradas leptocúrticas e a variável Microporosidade como platicúrtica, porém se verifica que, mesmo diferentes entre si, não são muito distantes se comparados com o coeficiente de curtose da distribuição mesocúrtica. Estas diferenças, não sendo elevadas, podem permitir classificar as distribuições como aproximadamente mesocúrticas, ou seja, aproximadamente normal, desde que verificadas as demais condições. O que não ocorre com a propriedade Ksat.

As medidas estatísticas até agora discutidas foram calculadas considerando-se o conjunto completo de dados, portanto podem ter sido influenciadas pela presença de valores extremos, ou seja, valores muito acima ou muito abaixo da maioria observada, ou seja, valores discrepantes. A presença desses valores pode afetar a qualidade das medidas estatísticas como avaliadoras da variabilidade, sendo, então, necessário um estudo dos dados que permita defini-los como discrepantes ou não.

Pelo diagrama de ramos e folhas, resumo dos cinco números e análise de limites críticos para dados discrepantes, determinados conforme Hoaglin *et al.* (1992), Libardi *et al.* (1996) e Mesquita (2001), apresentados na Figura 1a, b, c, d, e, e f, observa-se que, como candidato a discrepante para a variável Ds, tem-se o valor 1020 kg m⁻³ que se situa abaixo do limite crítico inferior (li); para a variável Dp e Microporosidade, não foram detectados valores discrepantes; para PT encontra-se o valor 0,63 m³ .m⁻³ acima do limite crítico superior (ls) e para a variável Macroporosidade, o valor 0,42 m³ m⁻³ acima do limite crítico superior.

Para a variável Ksat, o resultado da análise apontou seis valores, dois abaixo do limite crítico inferior e quatro acima do superior.

Para verificar se a discrepância era devida a erros analíticos, essas amostras foram submetidas à nova determinação de Ksat, e os resultados encontrados foram os mesmos, o que permitiu concluir que fazem parte do fenômeno em estudo. Portanto, estes valores, que inicialmente poderiam ser considerados como discrepantes, não foram confirmados como tal, devendo ser, descritos pela função densidade de probabilidade dos dados.

De modo geral, os possíveis candidatos a discrepantes de um conjunto de dados são aceitos como tal quando diferem muito dos demais dados em sua vizinhança, representando valores com significado físico muito diferente dos demais resultados vizinhos. Isto não ocorreu com as variáveis em estudo, ou seja, os candidatos a discrepantes possuem valores próximos aos vizinhos e aos relatados na literatura, o que permite concluir que estes valores não sejam considerados como discrepantes.

A assimetria pode ser observada pelos gráficos de ajuste de probabilidade normal (Figura 2a, b, c, d, e, f) e é representada pelos pontos mais distantes da reta de Henry, e podem ser considerados como um dos responsáveis pela diferença entre a distribuição observada e a distribuição normal teórica (McCuen, 1985; Libardi *et al.*, 1996). Porém, estas distâncias não foram suficientes para prejudicar o ajuste a função densidade de probabilidade normal, com exceção da variável Ksat, onde se observa que os pontos não se sobrepõem à reta (gerada a partir dos parâmetros média e variância apresentados na Tabela 1, e a função densidade de probabilidade normal).

...Continuação

1c. Macroporosidade ($m^3 m^{-3}$)

Altura	Ramo	Folhas
8	0,1	3 7 8 9 9 9 9 9
(62)	0,2	0 0 0 0 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 2 2 2 2 2 2 2 3 3 4 4 4 4 4 4
10	0,3	4 5 5 5 5 5 5 6 6 6 7 7 7 8 8 9 9 9 9 9
1	0,4	2

#70
M 35,5
F 18

Md = 0,24	
FI 0,21	FS 0,28
LI 0,13	LS 0,42

dF 0,07

Limites críticos para discrepantes: $li = FI - 1,5 dF = 0,105$ e $ls = FI + 1,5 dF = 0,385$
 candidato a discrepante: $0,42 m^3 m^{-3}$

1f. Ksat ($x 10^{-2} m s^{-1}$)

Altura	Ramo	Folha
1	0,001	832
2	0,002	052
5	0,003	177 825 892
6	0,004	850
7	0,005	701
8	0,006	807
11	0,007	127 181 612
15	0,008	147 221 726 902
19	0,009	434 577 726 795
24	0,010	160 200 769 801 804
29	0,011	168 467 645 685 982
(8)	0,012	089 256 312 362 368 430 693 857
33	0,013	283 352 533 745
29	0,014	256
28	0,015	263 756 922
25	0,016	163 235 844 880 939 942
19	0,017	525 591 638
16	0,018	256 581
14	0,019	683
13	0,020	652
12	0,021	292 603
10	0,022	648 984
8	0,023	171
7	0,024	625
6	0,025	417
5	0,026	740
	0,027	
	0,028	
	0,029	
	0,030	
	...	
	...	
	...	
4	0,052	030
3	0,056	401
2	0,060	647 727

#70
M 35,5
F 18

Md = 0,012430	
FI 0,009726	FS 0,017591
LI 0,001832	LS 0,060727

dF 0,007865

Limites críticos para discrepantes: $li = FI - 1,5 dF = 0,0020715$ e
 $ls = FI + 1,5 dF = 0,0293885$
 candidatos a discrepantes: 0,001832; 0,002052; 0,052030; 0,05640; 0,060647 e 0,060727.

Figura 1. Diagrama de ramos e folhas, resumo de cinco números e limites críticos para valores discrepantes para as variáveis: a. densidade do solo ($Ds, kg m^{-3}$), b. densidade de partículas ($Dp, kg m^{-3}$), c. porosidade total ($PT, m^3 m^{-3}$), d. microporosidade ($Micro, m^3 m^{-3}$), e. macroporosidade ($Macro, m^3 m^{-3}$), f. condutividade hidráulica saturada ($Ksat, 10^{-2} m s^{-1}$). sendo: #n=número de dados analisados; M=posição da mediana; F=posição dos quartis; Md=mediana; FI=quartil inferior; FS=quartil superior; LI=valor mínimo; LS=valor máximo; dF=dispersão dos quartis; li=limite crítico inferior; ls=limite crítico superior

Comparando os traçados das curvas de probabilidade nos histogramas de frequências (Figura 3a, b, c, d, e, f), não se verificam deslocamentos significativos nas referidas curvas para as variáveis Ds, Dp, PT, Macroporosidade e Microporosidade. Porém, se verifica o não ajuste dos dados à distribuição para a variável Ksat, pois a

discrepância entre o histograma e a curva é evidente. Assim, esta função não representa os resultados observados e, portanto, a média e a variância, apresentadas na Tabela 1 não devem ser consideradas como representativas da propriedade Ksat.

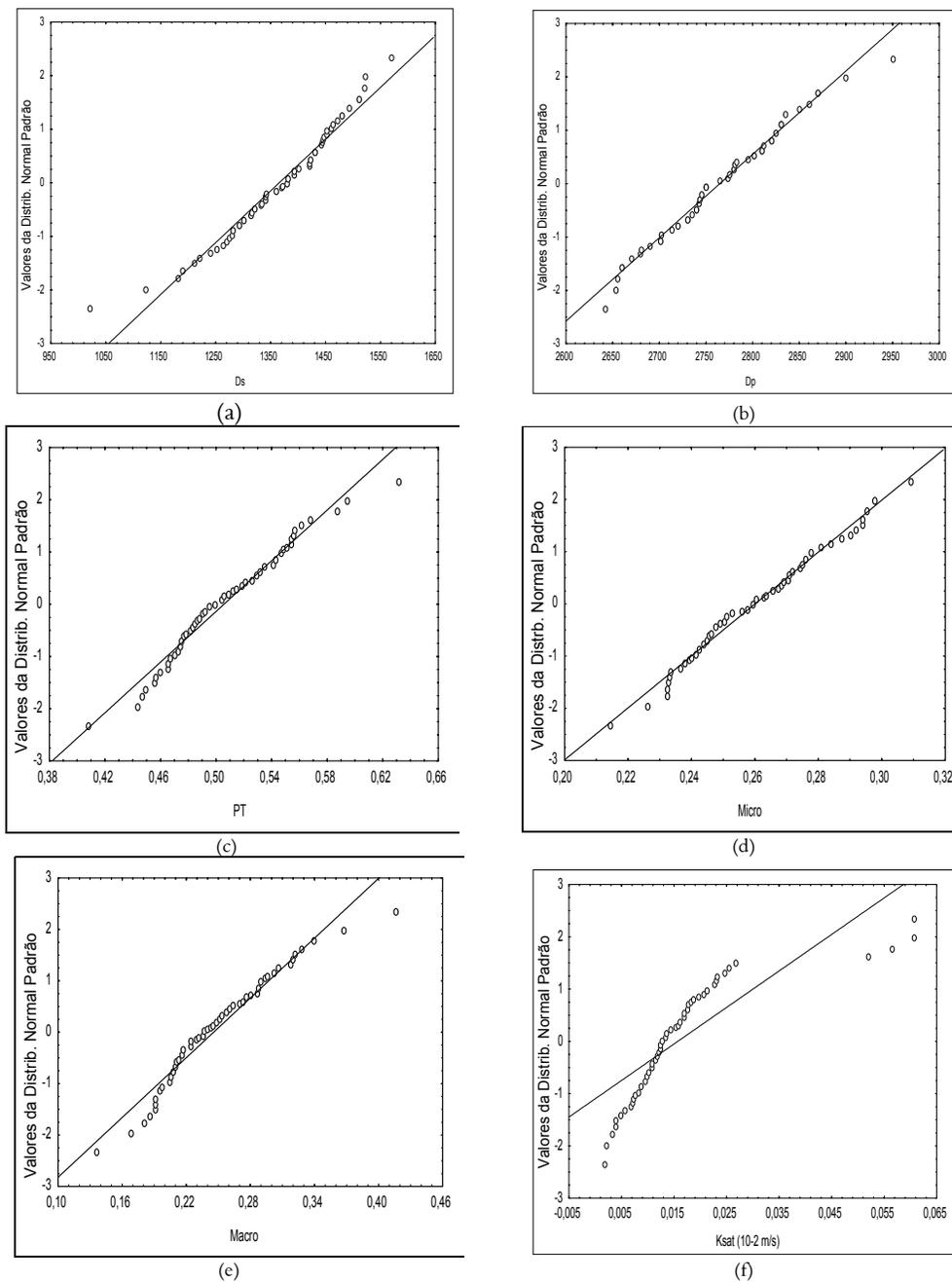


Figura 2. Gráfico do ajuste dos dados a função densidade de probabilidade normal para as variáveis: a.densidade do solo (Ds, kg m⁻³), b.densidade de partículas (Dp, kg m⁻³), c.porosidade total (PT, m³ m⁻³), d.microporosidade (Micro, m³ m⁻³), e.macroporosidade (Macro, m³ m⁻³), f. condutividade hidráulica saturada (Ksat, x 10⁻² m s⁻¹)

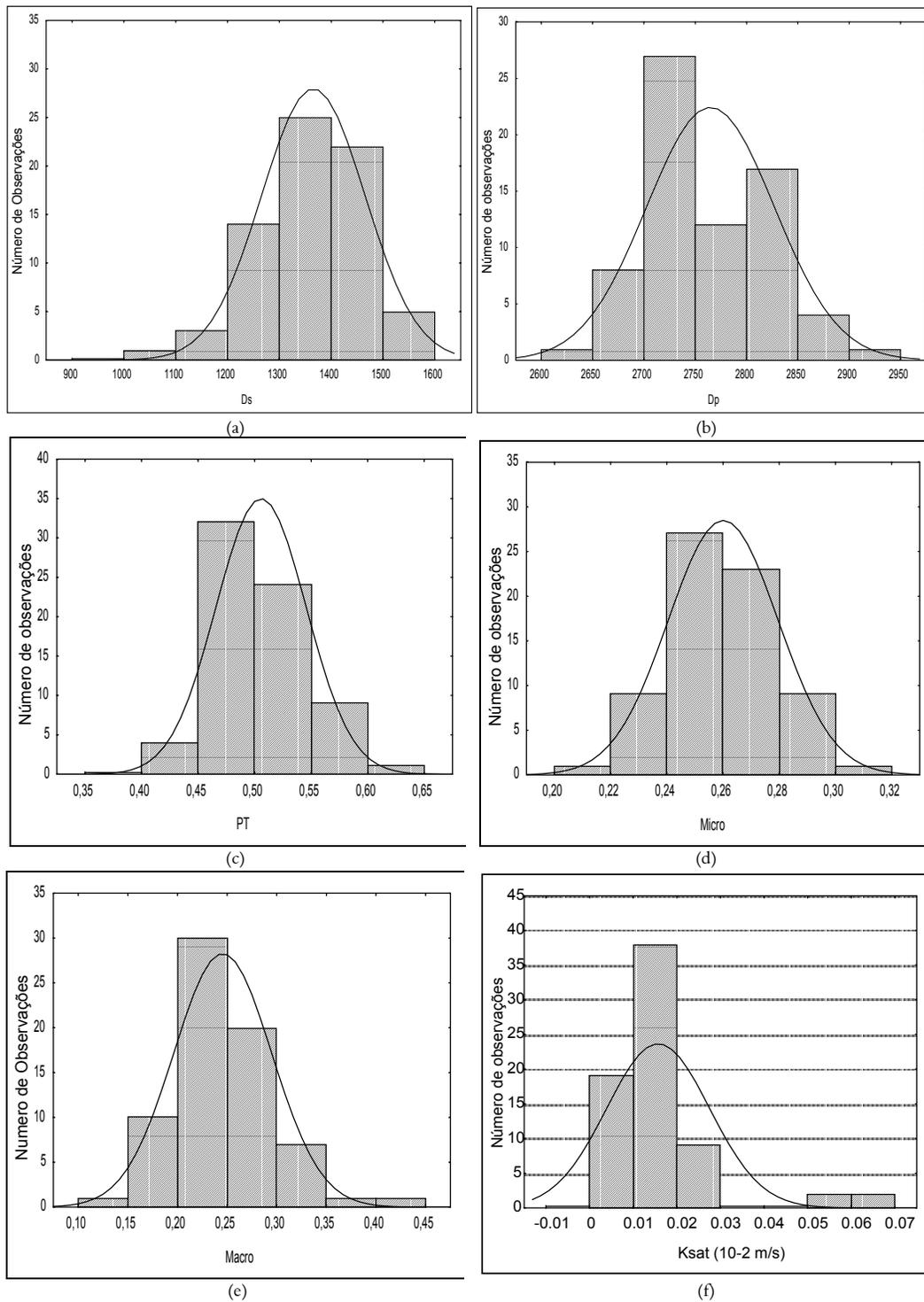


Figura 3. Histograma de frequência dos dados e curva de probabilidade normal para as variáveis: a.densidade do solo ($D_s, \text{kg m}^{-3}$), b.densidade de partículas ($D_p, \text{kg m}^{-3}$), c.porosidade total ($PT, \text{m}^3 \text{m}^{-3}$), d.microporosidade (Micro, $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), e. macroporosidade (Macro, $\text{m}^3 \text{m}^{-3}$), f. condutividade hidráulica saturada ($K_{sat}, \times 10^{-2} \text{ m s}^{-1}$)

O teste de Kolmogorov-Smirnov, (Tabela 2), confirma as informações gráficas, ou seja, as variáveis, com exceção de Ksat, não apresentaram diferenças significativas ao serem testadas em relação à distribuição normal, resultado também obtido por Nielsen *et al.* (1973), os quais afirmam que “uma vez que muitas hipóteses estatísticas dizem respeito à normalidade dos dados, é importante a verificação desta aderência para os resultados experimentais”, e a probabilidade de ajuste é maior que 20%. A diferença entre os valores observados e os esperados para a variável Ksat, é estatisticamente significativa, e é menor que 1% a probabilidade dos valores se ajustarem ($p < 0,01^{**}$). Isto significa que os dados não seguem os pressupostos exigidos pela distribuição normal, não possuem as características necessárias para serem considerados como normalmente distribuídos.

Tabela 2. Resultado do teste de Kolmogorov-Smirnov para o ajuste das variáveis densidade do solo (D_s , kg m^{-3}), densidade de partículas (D_p , kg m^{-3}), porosidade total (PT, $\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$), microporosidade (Micro, $\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$), macroporosidade (Macro, $\text{m}^3 \text{ m}^{-3}$) e condutividade hidráulica saturada (Ksat, m s^{-1}) à função densidade de probabilidade normal

	D	p	F.D.P.	
D_s	0,07742	>0,20	Normal	ns
D_p	0,08313	>0,20	Normal	ns
PT	0,09482	>0,20	Normal	ns
Micro	0,09079	>0,20	Normal	ns
Macro	0,10008	>0,20	Normal	ns
Ksat	0,20670	<0,01	Normal	**

D = limite superior da diferença entre as distribuições teórica normal e ajustada. O valor da diferença (D) máxima permitida para 70 dados é de 0,1948 ao nível de significância de 1%. p = probabilidade de ajuste do teste; F.D.P. = função densidade de probabilidade ns = não significativo; ** = altamente significativo

As variáveis D_s , D_p , PT, Microporosidade e Macroporosidade ficam, então, perfeitamente definidas pela função densidade de probabilidade normal e podem ser resumidas por seus parâmetros estatísticos, ou seja, os valores apresentados na Tabela 1 podem ser considerados representativos destas variáveis para a área em estudo e as decisões para operações de práticas agrícolas podem ser tomadas a partir destes valores. Inclusive os intervalos de confiança, com uma incerteza de 5%, observados na Tabela 1, podem então ser adotados para as médias destas variáveis, desde que eles foram calculados considerando-se a função densidade de probabilidade normal.

A variável Ksat, de maneira oposta, apresentou não normalidade, o que adverte sobre a importância de se avaliar a confirmação ou não desta hipótese para verificar a possibilidade de uso correto das análises estatísticas. Análises estatísticas comumente utilizadas para verificação de diferenças entre tratamentos, tais como análises de variância, regressões, testes de hipóteses exigem que as variáveis tenham distribuição normal, por isto devem ser utilizadas somente se esta

exigência for cumprida, caso contrário conclusões estatísticas podem ser assumidas erroneamente. Além do que, trabalhar com mesmo número de amostras para o estudo das diferentes propriedades físicas do solo visando tirar conclusões sobre as variáveis, desconsiderando as características das diferentes distribuições de probabilidades subjacentes pode levar a aceitação de cálculos e valores estatísticos não indicadores das relações entre as variáveis.

A Figura 4 apresenta o *Box-Plot* dos resultados de Ksat, onde se verifica a concentração de resultados próxima aos valores mais baixos, pois o retângulo, limitado pelos quartis superior e inferior, se encontra mais próximo ao valor mínimo, evidenciando a assimetria e, portanto, diferindo do que seria uma distribuição normal.

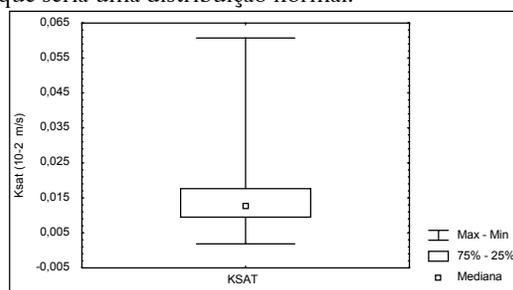


Figura 4. Gráfico *Box-Plot* para a propriedade Ksat (10^{-2} m s^{-1})

Os resultados de Ksat apresentados na Tabela 3, na forma de distribuição de frequências, mostram claramente a maior concentração de valores baixos, ou seja, sessenta e seis valores, ou 94,28%, estão entre os limites 0,00 e 0,03, e somente quatro valores, ou 5,72%, estão entre os limites 0,05 e 0,07, o que indica uma assimetria positiva. Observa-se, que as frequências esperadas na classe 1 ($fN = 6,41$ e $fN\% = 9,16$), considerando os dados normalmente distribuídos e os valores de média e variância da Tabela 1, apresentariam uma classe com limite inferior negativo ($[-0,01; 0,00]$), o que corresponderia, no presente estudo, à ocorrência de valores de condutividade hidráulica saturada negativo.

Comparando-se as frequências simples (f) e as frequências simples esperadas considerando a função densidade de probabilidade normal (fN) para as demais classes, verifica-se elevada diferenciação, principalmente para as classes 2, 3, 7 e 8, sendo que as frequências calculadas pela distribuição normal foram menores. Já na classe 4, a diferença também é grande, porém a frequência calculada foi maior. Este fato é devido à característica da distribuição normal que possui forma simétrica e mesocúrtica, exigindo, portanto, menores frequências nas classes inferiores e superiores e maiores nas classes centrais.

Observa-se que a maior concentração dos resultados ocorreu nas classes 2 e 3 ($F\% = 81,42\%$), evidenciando uma assimetria positiva, o que está de acordo com o obtido por outros autores.

Tabela 3. Tabela de distribuições de frequência simples (f), simples acumulada (F), simples percentual (f%), percentual acumulada (F%), simples esperada considerando a função densidade de probabilidade normal (fN) e percentual esperada considerando a função densidade de probabilidade normal (fN%), para a propriedade condutividade hidráulica saturada (K_{sat} , 10^{-2} m s^{-1})

I	Classe	f	F	f%	F%	fN	fN%
1	[-0,01; 0,00[6,41	9,16
2	[0,00; 0,01[19	19	27,14	27,14	15,58	22,26
3	[0,01; 0,02[38	57	54,28	81,42	22,92	32,74
4	[0,02; 0,03[9	66	12,86	94,28	17,16	24,51
5	[0,03; 0,04[0	66	0	94,28	6,53	9,33
6	[0,04; 0,05[0	66	0	94,28	1,26	1,80
7	[0,05; 0,06[2	68	2,86	97,14	0,12	0,17
8	[0,06; 0,07[2	70	2,86	100	0,01	0,01

(i = número da classe)

Como a variável K_{sat} não possui uma distribuição normal, o uso de valores tais como a média aritmética e/ou a mediana considerando os dados normalmente distribuídos pode, portanto, trazer erros na estimativa de K_{sat} e de fluxos de água e solutos no solo. Uma distribuição mais ajustada aos dados é requerida para se determinar os parâmetros representativos e que poderão ser considerados como sumários para esta variável.

Conclusão

As variáveis densidade do solo, densidade de partículas, porosidade total, macroporosidade e microporosidade podem ser descritas pela função densidade de probabilidade normal e podem ser representadas por seus parâmetros estatísticos.

A variável condutividade hidráulica saturada não pode ser descrita pela função densidade de probabilidade normal, portanto, seus parâmetros não a representam.

Referências

- BLAKE, G.R.; HARTGE, K.H. Bulk density. In: KLUTE, A. (Ed.) *Methods of soil analysis*. Madison: American Society of Agronomy, 1986. cap. 13 e 14, p. 363-382.
- BOSCH, D.D.; WEST, L. T. Hydraulic conductivity variability for two soils. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, Madison, v. 62, p. 90-98, 1998.
- BREJDA, J.J. et al. Distribution and variability of surface soil properties at a regional scale. *Soil Sci. Soc. Am. J.*, Madison, v. 64, p. 974-982, 2000.
- CAMPOS, H. Estatística experimental não paramétrica. Piracicaba: Esalq, 1983.

CLARK, W. A.V.; HOSKING, P. L. *Statistical methods for geographers*. New York: John Wiley, 1986.

COOLEY, R.L. Practical scheffe-type credibility intervals for variables of a groundwater model. *Water Resour. Res.*, Washington, DC, v. 35, n. 1, p. 113-126, 1999.

DIIWU, J.Y; et al. Two component transfer function modeling of flow through macro porous soil. *Journal of Agricultural Engineering Research*, v. 80, n. 2, p. 223-231, 2001.

EMBRAPA-Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária. Serviço Nacional de Levantamento e Conservação de Solos. *Manual de Métodos de Levantamento e Conservação de Solos*, 1979. n.p.

FAYBISHENKO, B.A. Hydraulic behavior of quasi-saturated soils in the presence of entrapped air: laboratory experiments. *Water Resour. Res.*, Washington, DC, v. 31, n. 10, p. 2421-2435, 1995.

GOES, L.A.C. *Estatística uma abordagem decisória*. São Paulo: Saraiva, 1980.

GUPTA, R.K. et al. Comparison of saturated hydraulic conductivity measured by various field methods. *Transactions of the Asae*, St Joseph, v. 36, n. 1, p. 51-55. 1993.

HOAGLIN, D.C. et al. (Ed.) *Análise exploratória de dados: técnicas robustas; um guia*. Lisboa: Edições Salamandra, 1992.

ISAAKS, E.H.; SRIVASTAVA, R. M. *An introduction to applied geostatistics*. New York: Oxford University Press, 1989.

KIEHL, E.J. *Manual de edafologia: relações solo planta*. São Paulo: Ceres, 1979.

KUTILEK, M.; NIELSEN, D.R. *Soil hydrology*. Berlin: Catena Verlag, 1994.

McCUEM, R.H. *Statistical methods for engineers*. New Jersey: Prentice Hall, 1985.

LIBARDI, P.L. et al. Variabilidade da umidade gravimétrica de um solo hidromórfico. *Rer. Bras. Cienc. Solo*, Viçosa, v. 20, n. 3, p. 1-12, 1996.

MESQUITA, M.G.B.F. *Caracterização estatística da condutividade hidráulica saturada do solo*. 2001. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2001.

MORAES, S.O. *Heterogeneidade hidráulica de uma terra roxa estruturada*. 1991. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1991.

NIELSEN, D.R. et al. Spatial variability of field-measured soil-water properties. *Hilgardia*, Oakland, v. 42, n. 7, p. 215-259, 1973.

VOMOCIL, J.A. Porosity. In: BLAKE, C. A. *Methods of soil analysis*. Madison: American Society of Agronomy, 1965.

WARRICK, A.W.; NIELSEN, D.R. Spatial variability of soil physical properties in the field. In: HILLEL, D. (Ed.) *Applications of soil physics*. New York: Academic Press, 1980.

YOUNGS, E.G. Hydraulic conductivity of saturated soils. In: SMITH, K.A; MULLINS, C.E. (Ed.) *Soil analysis: physical methods*. New York: Marcel Dekker, 1991.

Received on July 22, 2002.

Accepted on September 09, 2002.